

تحلیل خشکسالی‌های شمال شرق ایران با استفاده از شاخص کمبود توأم (JDI)

رسول میرعباسی نجف‌آبادی^{۱*}، فرشاد احمدی^۲، میثم عاشوری^۳ و محمد ناظری تهرودی^۴

۱. استادیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهرکرد*

۲. دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب، دانشکده مهندسی علوم آب، دانشگاه شهید چمران اهواز

۳. کارشناس ارشد هیدروژئولوژی، شرکت آب منطقه‌ای استان آذربایجان غربی

۴. دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بیرجند

(تاریخ دریافت ۱۳۹۵/۱۰/۱۰؛ تاریخ تصویب ۱۳۹۵/۱۱/۳۰)

چکیده

پایش و پیش‌بینی خشکسالی‌ها، به‌ویژه تعیین دقیق زمان شروع و تداوم آن، اهمیت ویژه‌ای در مدیریت منابع آبی و برنامه‌ریزی برای کاهش تأثیرات مخرب خشکسالی دارد. در این مطالعه خشکسالی‌های منطقه شمال شرق ایران با استفاده از شاخص کمبود توأم (JDI) ارزیابی شد. داده‌های بارش ماهانه شش ایستگاه سینوپتیک تربت حیدریه، سبزوار، سمنان، شاهرود، گرگان و مشهد، در دوره آماری ۱۹۷۱-۲۰۱۱، برای محاسبه شاخص JDI استفاده شد. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد در سال‌های اخیر تعداد ماه‌های خشک در منطقه مطالعه‌شده (به‌ویژه در مناطق مرطوب) به‌شدت افزایش یافته است، به‌طوری‌که در همه ایستگاه‌ها (به‌جز سمنان) درصد ماه‌های خشک به بیش از ۵۰ درصد در ۱۰ سال اخیر (۲۰۰۲-۲۰۱۱) رسیده است. همچنین نتایج نشان داد شاخص JDI علاوه بر توصیف علمی وضعیت کلی خشکسالی، قابلیت مشخص کردن زمان شروع خشکسالی‌ها و نیز خشکسالی‌های طولانی‌مدت را دارد و امکان ارزیابی وضعیت خشکسالی را به‌صورت ماه به ماه فراهم می‌سازد.

کلیدواژگان: توابع مفصل، خشکسالی، شاخص کمبود توأم، مفصل‌های تجربی.

مقدمه

در میان همه اتفاقات طبیعی قرن بیستم، خشکسالی بیشترین تأثیرات زیان‌بار را داشته است. در سال‌های اخیر خشکسالی‌های شدید بلندمدت در همه قاره‌ها مشاهده شده است که مناطق وسیعی را در اروپا، آسیا، استرالیا، آمریکای جنوبی، آمریکای مرکزی و آمریکای شمالی تحت تأثیر قرار داده و هزینه‌های فراوان اقتصادی و اجتماعی را در پی داشته است. طی دو دهه گذشته تأثیرات خشکسالی در ایالات متحده افزایش چشمگیری یافته است [۱]. این تأثیرات همراه با افزایش تعداد خشکسالی‌ها و یا افزایش در شدت آنها ظاهر شده است. برای مثال، اثر خشکسالی سال ۱۹۸۸ در اقتصاد آمریکا ۴۰ میلیارد دلار تخمین زده شده است که دو تا سه برابر زیان وارد شده از زمین‌لرزه سان‌فرانسیسکو در سال ۱۹۸۹ بوده است. بر پایه اطلاعات در دسترس از مرکز اطلاعات آب و هوایی ملی آمریکا، حدود ۱۰ درصد کل مساحت ایالات متحده در طول قرن گذشته خشکسالی شدید را تجربه کرده است [۲]. خشکسالی به‌عنوان پدیده‌ای تکرارشونده شناخته شده است. در تازه‌ترین آنها که در استرالیا خشکسالی هزاره نامیده شد، تقریباً یک دهه به طول انجامید. این خشکسالی سخت که بیشتر نقاط جنوبی و شرقی استرالیا را تحت تأثیر قرار داد، از بدترین خشکسالی‌ها در این ناحیه محسوب می‌شود. در این دوره بسیاری از رودخانه‌ها جریانات کمی داشتند، به‌طوری که در پاره‌ای موارد دبی رودخانه‌ها تقریباً تا ۴۰ درصد زیر جریان نرمال ثبت شده است [۱]. شرایط خشکسالی در بسیاری از نواحی اروپا نسبت به گذشته شدیدتر شده است. طی ۳۰ سال گذشته اروپا تحت تأثیر شماری از حوادث خشکسالی بزرگ قرار گرفته که از مهم‌ترین آنها خشکسالی سال ۱۹۷۶ (شمال و غرب اروپا)، ۱۹۸۹ (بیشتر مناطق اروپا) و ۱۹۹۱ (بیشتر مناطق اروپا) بوده است. از سال ۱۹۹۱، میانگین سالانه خسارت اقتصادی اثر خشکسالی‌ها در اروپا ۵/۳ میلیارد یورو برآورد شده است که با خسارت اقتصادی خشکسالی سال ۲۰۰۳ در اروپا این مبلغ به ۸/۷ میلیارد یورو رسید [۱]. همچنین خشکسالی سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۷۸ تا ۱۳۷۹-۱۳۸۰ که یکی از خشکسالی‌های وخیم ثبت‌شده در ایران است، حدود نصف جمعیت کشور را تحت تأثیر قرار داده و خسارت‌های وارد شده به بخش کشاورزی و دام حدود ۲/۵ میلیارد دلار برآورده شده است [۳].

یکی از شاخص‌های خشکسالی پرکاربرد، شاخص بارش استاندارد شده^۱ (SPI) است که توسط مک‌کی و همکارانش (۱۹۹۳) معرفی شد. شاخص SPI برای هر محل براساس آمار بارندگی بلندمدت در مقیاس‌های مد نظر محاسبه می‌شود. به‌رغم اینکه SPI به‌طور گسترده به‌عنوان نوعی ابزار عمومی رایج برای ارزیابی خشکسالی پذیرفته شده، ولی محدودیت‌هایی نیز دارد [۱]. یکی از محدودیت‌ها این است که طول دوره استاندارد برای SPI مشخص نشده است و این شاخص تحت مقیاس‌های زمانی مختلف، گاهی نتایج متناقضی ارائه می‌دهد. بنابراین، به‌منظور ارزیابی کلی خشکسالی‌های یک منطقه باید SPI های چندگانه با مقیاس‌های زمانی مختلف (برای مثال، ۱، ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۲۴ و ۴۸ ماهه) به‌طور هم‌زمان بررسی شوند [۴]. به‌منظور برطرف کردن محدودیت‌های موجود در شاخص SPI، کائو و گویندراجو [۴] شاخص SPI اصلاح‌شده^۲ را پیشنهاد کردند. برخلاف SPI متداول که میانگین کلی (از ابتدای دوره آماری تا انتهای آن) را برای تفکیک دوره‌های تر و خشک در نظر می‌گیرد، در شاخص SPI اصلاح‌شده، حد آستانه براساس میانگین ماهانه است. باید توجه داشت که هرچند SPI اصلاح‌شده حاوی مفاهیم آماری بهتری است، اما برای به‌دست آوردن توزیع‌های حاشیه‌ای قابل اطمینان، به آمار ثبت‌شده طولانی‌تری نیاز دارد. همچنین در محاسبه SPI اصلاح‌شده مشابه با SPI متداول، انتخاب مقیاس‌های زمانی مختلف (مانند ۱، ۳، ۶ و ۲۴ ماهه) به نتایج متفاوتی منجر می‌شود. برای رفع این مشکل کائو و گویندراجو [۴] SPI های اصلاح‌شده^۳ مربوط به هر ماه با مقیاس‌های زمانی مختلف را توسط توابع مفصل^۳ با یکدیگر تلفیق کردند و نوعی شاخص توأم را توسعه دادند. این شاخص که به شاخص کمبود توأم^۴ (JDI) موسوم است، یک شاخص چندبعدی کمبود آب مبتنی بر اصول احتمالات است. توابع مفصل توسط اسکالر (۱۹۵۹) برای ایجاد توزیع‌های چندمتغیره^۵ ارائه شد [۵]. این توابع اولین بار در مطالعات هیدرولوژی به‌وسیله دی میچله و سالوادوری [۲] برای ایجاد یک مدل دومتغیره توصیف‌کننده شدت و مدت

1. Standardized Precipitation Index
2. Modified Standardized Precipitation Index
3. Copula Functions
4. Joint Deficit Index
5. Multivariate distributions

روش جدیدی برای پیش‌بینی شرایط رطوبتی در ماه‌های آینده براساس سطح آستانه احتمالی بهینه توسعه دادند. نتایج تحلیل خطا نشان داد روش پیشنهادی توانست شرایط رطوبتی ۱ و ۳ ماه آینده را با دقت زیادی پیش‌بینی کند.

بررسی سوابق تحقیق انجام شده نشان می‌دهد استفاده از توابع مفصل در بررسی خشکسالی‌های ایران در مراحل اولیه قرار دارد. بنابراین، هدف از مطالعه حاضر، گسترش محدوده مطالعاتی شاخص JDI در منطقه شمال شرق کشور و بررسی خشکسالی‌های هواشناختی با استفاده از توابع مفصل در استان‌های خراسان رضوی، سمنان و گرگان است.

مواد و روش‌ها

داده‌ها و منطقه مطالعه شده

در این مطالعه، از داده‌های ماهانه بارش ایستگاه‌های سینوپتیک منطقه شمال شرق کشور شامل استان‌های خراسان رضوی، گرگان و سمنان طی دوره آماری (۱۹۷۱-۲۰۱۱) استفاده شد. بررسی‌های مقدماتی روی داده‌های جمع‌آوری شده نشان داد از بین ۲۱ ایستگاه سینوپتیک موجود و فعال در منطقه مطالعه شده، شش ایستگاه (شکل ۱) آمار طولانی مدت در مقیاس ماهانه داشتند (۴۱ ساله) و مناسب برای انجام این تحقیق ارزیابی شدند. مشخصات ایستگاه‌های منتخب در جدول ۱ ارائه شده است. براساس آمار بارش‌های استخراج شده از ایستگاه‌های سینوپتیک مطالعه شده، متوسط مقدار بارندگی در منطقه برابر با ۲۶۴ میلی‌متر محاسبه شد.

خشکسالی‌های هواشناختی براساس شاخص SPI

برای ارزیابی خشکسالی‌های هواشناختی ابتدا از شاخص SPI استفاده شد. این شاخص اولین بار توسط مک‌کی و همکارانش [۱۲] پیشنهاد شد. اگر X_w نشان‌دهنده کل بارش در خلال یک بازه زمانی w ماهه باشد، با برآزش توزیع گامای دوپارامتری به سری زمانی X_w ، تابع توزیع تراکمی یا CDF حاشیه‌ای $u_w = F_{X_w}(x_w)$ به دست می‌آید. سپس شاخص SPI نظیر هر مشاهده با تابع معکوس نرمال یا $\phi^{-1}(u_w)$ محاسبه می‌شود. به بیان دیگر، به جای نشان دادن احتمال تجمعی، SPI با یک متغیر

رگبار به کار برده شدند. پس از آن مفهوم توابع مفصل به سرعت در زمینه‌های مختلف هیدرولوژی از جمله خشکسالی به کار گرفته شد. تحلیل خشکسالی با استفاده از توابع مفصل موضوع جدیدی است که سابقه آن به سال ۲۰۰۶ برمی‌گردد [۷]. در زمینه کاربرد مفصل‌ها در تحلیل خشکسالی می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

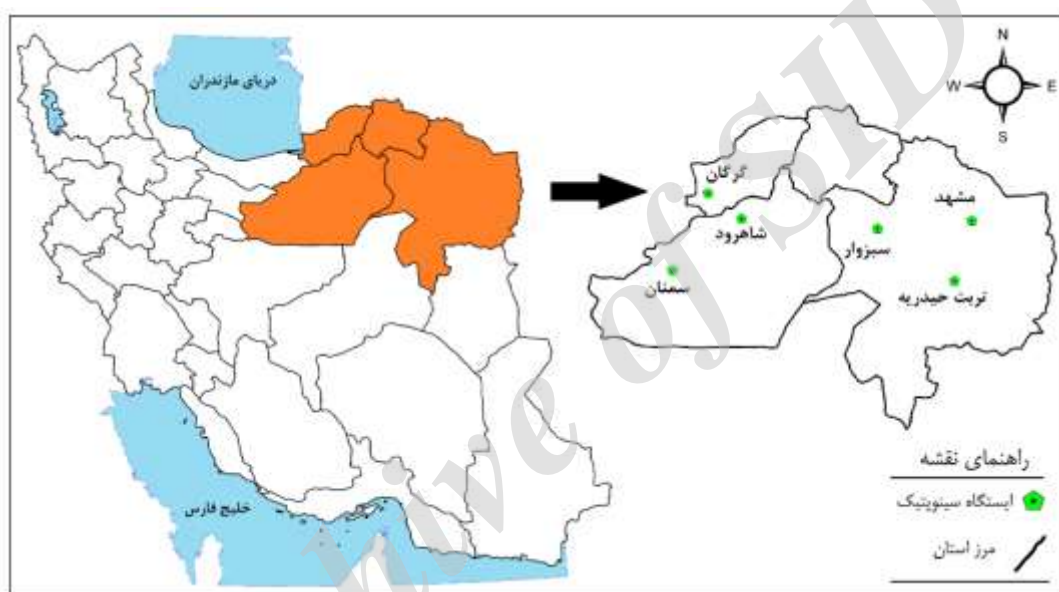
وانگ و همکارانش [۸] تحلیل خشکسالی را براساس حالت‌های اقلیمی النینو، لانینا و انسو با استفاده از مفصل سه‌بعدی گامبل-هوگارد و t در دو حوضه استرالیا انجام دادند. آنها سه خصوصیت خشکسالی شامل مدت، شدت حداکثر و شدت متوسط را براساس شاخص SPI مشخص کردند. سونگ و سینگ [۹] برای تحلیل فراوانی خشکسالی داده‌های بارش ماهانه یک ایستگاه باران‌سنجی در تکزاس ایالات متحده، از مفصل‌های دوبعدی استفاده کردند. بدین‌منظور آنها چندین مفصل نیمه‌بیضوی و مفصل‌های گامبل-هوگارد، علی-میخائیل-حق، فرانک و کلابتون را برای تعیین بهترین مفصل بررسی کردند. آنها سه خصوصیت خشکسالی شامل مدت، مدت و زمان بین آغاز دو خشکسالی^۱ را براساس تئوری ران تعیین و به صورت دو به دو با انواع توابع مفصل مدل کردند. در مطالعه دیگر، سونگ و سینگ [۱۰] مفصل‌های پلاکت دوبعدی و سه‌بعدی را برای مدل کردن توزیع توأم خصوصیات خشکسالی شامل مدت، مدت و زمان بین آغاز دو خشکسالی متوالی در سه ایستگاه هیدرومتری در حوضه رودخانه وی^۲ در چین استفاده کردند. کائو و گوینداراجو [۴] تحلیل خشکسالی مبتنی بر مفصل با استفاده از مجموعه داده‌های بارش ماهانه بلندمدت برای مناطق مرکزی ایالات متحده انجام دادند. روابط وابستگی زمانی-مکانی بین متغیرهای خشکسالی مختلف بررسی شدند و توزیع احتمالاتی توأم آنها با ترکیب کردن حاشیه‌های خشکسالی و ساختار وابستگی ایجاد شد. شاخص JDI برای توصیف علمی (مبتنی بر احتمال) وضعیت کلی خشکسالی ارائه شد و نتایج آن با شاخص شدت خشکسالی پالمر مقایسه شد. میرعباسی و همکارانش [۱۱] با استفاده از توابع مفصل و شاخص JDI خشکسالی‌های منطقه شمال غرب ایران را بررسی کردند و

1. Interarrival time

2. Wei

جدول ۱. مشخصات ایستگاه‌های منتخب در شمال شرق ایران

ردیف	ایستگاه	طول جغرافیایی		عرض جغرافیایی		ارتفاع (متر)	بارش سالانه (میلی‌متر)
		درجه	دقیقه	درجه	دقیقه		
۱	تربت حیدریه	۱۳	۵۹	۱۶	۳۵	۱۴۵۰/۸۰	۲۶۷/۷۰
۲	سبزوار	۳۹	۵۷	۱۲	۳۶	۹۷۲/۰۰	۱۸۶/۶۰
۳	سمنان	۵۷	۵۴	۲۵	۳۶	۱۳۴۹/۱۰	۱۵۳/۴۰
۴	شاهرود	۲۵	۵۳	۳۵	۳۵	۱۱۲۷۰/۰۰	۱۴۰/۷۰
۵	گرگان	۲۴	۵۴	۵۴	۳۶	۰/۰۰	۵۸۳/۸۰
۶	مشهد	۳۸	۵۹	۱۶	۳۶	۹۹۹/۲۰	۲۵۱/۵۰



شکل ۱. موقعیت ایستگاه‌های منتخب در منطقه شمال شرق ایران

نرمال استاندارد (با میانگین صفر و انحراف معیار ۱) توصیف می‌شود. جدول ۲ طبقه‌بندی شدت خشکسالی براساس مقادیر SPI را نشان می‌دهد. این شاخص معمولاً برای کمی کردن کمبود بارش در مقیاس‌های زمانی ۱، ۳، ۶، ۱۲، ۲۴ و ۴۸ ماهه به کار می‌رود. طبق تعریف مک‌کی و همکارانش [۱۲] یک دوره خشکی زمانی آغاز می‌شود که مقدار SPI به‌طور مداوم منفی و مساوی یا کمتر از -۱ باشد. دوره خشکسالی زمانی خاتمه می‌یابد که SPI به مقادیر مثبت برگردد [۹]. بنابراین، هر حادثه خشکسالی یک دوره زمانی دارد که به‌وسیله شروع و خاتمه آن تعریف می‌شود. البته، باید توجه داشت که در برخی از رویدادهای خشکسالی، با اینکه شاخص SPI هیچ‌گاه به کمتر از -۱

نرسیده است، با توجه به مدت طولانی این رویدادها، مقدار تجمعی کمبود و در نتیجه اثر آنها بیشتر از خشکسالی‌هایی است که مقدار SPI در آنها به کمتر از -۱ می‌رسد؛ ولی مدت خشکسالی و در نتیجه شدت آن تا حدودی کم است. مشکلات حاد منابع آب در زمان خشکسالی بیشتر مربوط به چنین رویدادهای طولانی مدت است. در این مطالعه، طبق توصیه لوکاس و واسیلیادز [۱۳] رویداد خشکسالی به صورت دوره‌ای تعریف شد که در آن مقادیر SPI کمتر از صفر هستند. برخی محققان از جمله شیائو [۱۴]، شیائو و مدرس [۱۵] و میرعباسی و همکارانش [۱۶] خشکسالی را به همین صورت تعریف کرده‌اند. با اینکه روش محاسبه SPI از نظر ظاهری، منطقی به نظر می‌رسد، ایراداتی نیز دارد. برای

خشکسالی مهم است) و u_{12} وضعیت بارش سال گذشته (برای تشخیص خشکسالی‌های طولانی مدت مهم است) را نشان می‌دهد. باید توجه داشت که هیچ‌یک از u_i ها نمی‌توانند به تنهایی اطلاعات u_j های دیگر را انعکاس دهند و هر u_i منفرد می‌تواند فقط یک دید جزئی از خشکسالی هواشناختی را بازتاب دهد [۴].

توابع مفصل و تئوری اسکالر

مفصل‌ها یک شیوه‌ای انعطاف‌پذیر برای ایجاد توزیع‌های توأم آماری با توابع توزیع حاشیه‌ای متفاوت هستند. در واقع، مفصل تابعی است که توابع توزیع حاشیه‌ای تک‌متغیره را برای تشکیل یک تابع توزیع دو یا چندمتغیره، به هم پیوند می‌دهد. مفصل‌ها توابع توزیع چندمتغیره هستند که حاشیه‌های یک‌بعدی آنها بر بازه (۱ و ۰) یکنواخت باشند. معرفی و ارائه مفصل به اسکالر [۵] نسبت داده شده است که در یک تئوری توصیف می‌کند چگونه توابع توزیع تک‌متغیره می‌توانند به فرم توزیع‌های چندمتغیره ترکیب شوند.

اسکالر نشان داد برای متغیرهای تصادفی پیوسته d بعدی $\{X_1, \dots, X_d\}$ با CDF های حاشیه‌ای $u_j = F_{X_j}(x_j)$ که $d, j=1, \dots, d$ یک مفصل d بعدی یکتای C_{U_1, \dots, U_d} وجود دارد به‌طوری که:

$$C_{U_1, \dots, U_d}(u_1, \dots, u_d) = H_{X_1, \dots, X_d}(x_1, \dots, x_d) \quad (2)$$

که در آن u_j ، j امین حاشیه و H_{X_1, \dots, X_d} همان CDF توأم $\{X_1, \dots, X_d\}$ است. چون برای متغیرهای تصادفی پیوسته تابع CDF حاشیه‌ها از صفر تا یک غیرکاهشی هستند، می‌توان مفصل C_{U_1, \dots, U_d} را به‌عنوان تبدیل H_{X_1, \dots, X_d} از $[-\infty, \infty]^d$ به $[0, 1]^d$ در نظر گرفت. نتیجه چنین تبدیلی این است که توزیع‌های حاشیه‌ای از H_{X_1, \dots, X_d} جدا می‌شوند و بنابراین، C_{U_1, \dots, U_d} فقط به ارتباط بین متغیرها مربوط می‌شوند و توصیف کاملی از ساختار وابستگی کلی ارائه می‌دهند [۱۶]. با اینکه تئوری اسکالر برای ابعاد کلی ($d \geq 2$) پیشنهاد شده بود، پیچیدگی مفصل‌ها با افزایش تعداد متغیرها به‌سرعت افزایش می‌یابد. بنابراین، اغلب محققان در تحلیل چندمتغیره از مفصل‌های تجربی^۱ (به‌ویژه در ابعاد بیشتر از ۲) استفاده می‌کنند. مفهوم مفصل‌های تجربی، در حقیقت

نمونه، در مشاهدات ممکن است خودهمبستگی معنادار وجود داشته باشد و به اربشدن برآزش احتمالاتی منجر شود. این مشکل برای w های بزرگ‌تر، تشدید می‌شود، چون برای بازه‌های زمانی بزرگ‌تر نمونه‌ها همپوشانی بیشتری دارند [۴]. برای حل این مشکل، بنا به توصیه کائو و گویندراجو [۴] از شاخص SPI اصلاح‌شده استفاده شد.

جدول ۲. طبقه‌بندی وضعیت رطوبتی براساس شاخص بارش استاندارد شده [۱۲]

مقدار SPI	توصیف وضعیت
۰ تا ۰/۹۹-	خشکسالی ملایم
۱- تا ۱/۴۹-	خشکسالی متوسط
۱/۵- تا ۱/۹۹-	خشکسالی شدید
کمتر از ۲-	خشکسالی بسیار شدید

شاخص SPI اصلاح‌شده یا SPI^{mod}

برای محاسبه شاخص SPI اصلاح‌شده یا SPI^{mod} ، کائو و گویندراجو [۴] پیشنهاد کردند که X_w را با ماه مختوم به آن جمع و به‌صورت X_w^{month} نشان داده شود که در آن رونویس month نشان‌دهنده یکی از ماه‌های ژانویه، فوریه، ... و دسامبر است. برای مثال، X_1^{Jan} بیان‌کننده بارش ژانویه و X_5^{Aug} بیان‌کننده کل بارش پنج‌ماهه از آوریل تا اوت است. بدین ترتیب، نمونه‌ها در هر گروه X_w^{month} به‌طور سالانه جمع‌آوری می‌شوند. واضح است تا زمانی که $w \leq 12$ باشد نمونه‌ها هیچ‌گونه هم‌پوشانی نخواهند داشت. به‌بیان دیگر، درجه خودهمبستگی بین داده‌ها به مقدار زیادی کاهش خواهد یافت. از طرف دیگر، نمونه‌های داخل گروه یکسان X_w^{month} تحت تأثیرات فصلی مشابه قرار دارند و بنابراین، تغییرات فصلی به شیوه‌ای مناسب در نظر گرفته می‌شوند. با برآزش دادن توزیع آماری بر هر گروه به‌طور مجزا SPI^{mod} مشابه با SPI متداول از رابطه ۱ محاسبه شد:

$$SPI_w^{mod} = \phi^{-1}(u_w^{month}) = \phi^{-1}(F_{X_w^{month}}(x_w^{month})) \quad (1)$$

که در آن، $\phi^{-1}(\cdot)$ تابع معکوس نرمال است. حاشیه‌های بارش (توابع توزیع احتمال تراکمی تک‌متغیره) $\{u_1, u_2, \dots, u_{12}\}$ با بازه‌های زمانی مختلف از ۱ تا ۱۲ ماهه را می‌توان از طریق شیوه SPI^{mod} ایجاد کرد. u_1 وضعیت بارش ماه گذشته برای تشخیص دادن آغاز

1. Empirical copula

مقادیر SPI^{mod} ها با مقیاس‌های زمانی مختلف بررسی شد. یکی از فرایندهای جامع آماری ایجاد توزیع توأم SPI^{mod} های چندگانه از طریق مفصل‌هاست. کائو و گوینداراجو [۴] شاخص JDI را با استفاده از تابع توزیع مفصل‌ها برای ارائه توصیفی علمی (مبتنی بر احتمال) از وضعیت کلی خشکسالی تعریف کردند. به‌منظور ایجاد شاخص JDI می‌توان از مفصل‌های گاوسی و تجربی برای ایجاد ساختار وابستگی مجموعه $\{u_1, u_2, \dots, u_{12}\}$ استفاده کرد. البته، با توجه به پیچیدگی ریاضیاتی مفصل‌های گاوسی ۱۲ بعدی، کائو و گوینداراجو [۴] بدین‌منظور از مفصل‌های تجربی استفاده کردند. از آنجا که طول داده‌های استفاده‌شده در این مطالعه تقریباً بزرگ است (۴۸۱ داده نقطه‌ای که حاصل ۴۱ سال در ۱۲ ماه است که البته برای ۱۱ ماه ابتدایی نمی‌توان u_{12} را محاسبه کرد) کاربرد مفصل‌های تجربی قابل اطمینان است. انتخاب $\{u_1, u_2, \dots, u_{12}\}$ در تشکیل دادن مفصل‌هایی با ابعاد زیاد، پیچیدگی مدل وابستگی را افزایش می‌دهد. با وجود این، به‌دلیل اینکه مدت خشکسالی‌ها تغییرات زمانی وسیعی را نشان می‌دهند، فقط با در نظر گرفتن مدت‌های مختلف (از یک تا ۱۲ ماهه) می‌توان خشکسالی‌ها را به‌خوبی توصیف کرد، زیرا چرخه سالانه به‌طور طبیعی تأثیرات فصلی را لحاظ می‌کند. علاوه بر این، این ساختار امکان یک ارزیابی ماه به ماه را برای شرایط آینده در اختیار می‌گذارد. کائو و گوینداراجو [۴] حاشیه‌های بلندتر از ۱۲ ماه ($z > 12$) را لحاظ نکردند، زیرا آنها مشاهده کردند که نمونه‌های به‌کاررفته برای $z > 12$ شروع به همپوشانی می‌کنند و حتی بعد از به‌کاربردن فرایند SPI اصلاح‌شده سبب اریب‌شدن نتایج می‌شوند. بنابراین، در این مطالعه نیز برای ایجاد شاخص JDI فقط ۱۲ تا SPI اصلاح‌شده در نظر گرفته شد [۴]. یک مفصل، در واقع احتمال تجمعی حاشیه‌های نمونه $\{u_1, u_2, \dots, u_{12}\}$ است و به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$P[U_1 \leq u_1, \dots, U_{12} \leq u_{12}] = t \quad (7)$$

که در رابطه ۷ مقدار احتمال، U_i تابع توزیع تجمعی متغیر u_i است. همان‌گونه که هر حاشیه شرایط کمبود رطوبت را برای هر بازه زمانی معین نشان می‌دهد، شرایط کمبود توأم با t مشخص می‌شود. به‌طور واضح، احتمال تجمعی t کوچک‌تر بر شرایط خشک‌تر (خشکی روی

مشابه با مفهوم فرمول‌های موقعیت نموداری^۱ است که در تحلیل آماری تک‌متغیره (مثلاً فرمول ویبول)، به‌کار می‌روند. این مفصل‌ها معیارهای احتمالی تجمعی توأم رتبه‌ای هستند [۱۶]. برای نمونه با اندازه n مفصل تجربی d بعدی C_n به‌صورت زیر است:

$$C_n \left(\frac{k_1}{n}, \frac{k_2}{n}, \dots, \frac{k_r}{n} \right) = \frac{a}{n} \quad (3)$$

که در آن a برابر با آن تعداد از مشاهدات (x_1, \dots, x_d) است که شرط $x_1 \leq x_{1(k_1)}, \dots, x_d \leq x_{d(k_d)}$ را ارضا کنند که در آن $x_{1(k_1)}, \dots, x_{d(k_d)}$ با $1 \leq k_1, \dots, k_d \leq n$ آماره‌های ترتیبی نمونه هستند. در شیوه‌ای مشابه، تابع توزیع تجربی (K_{C_n}) را می‌توان به‌صورت زیر توصیف کرد [۱۷]:

$$K_{C_n} \left(\frac{1}{n} \right) = \frac{b}{n} \quad (4)$$

که در آن b تعداد نمونه‌ها (x_1, \dots, x_d) با $C_n(k_1/n, \dots, k_d/n) \leq 1/n$ است. رابطه ۴ را نیز می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$K_{C_n}(t) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(e_{jn} \leq t) \quad (5)$$

که در آن e_{jn} به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$e_{jn} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n I(x_{1(k)} \leq x_{1(j)}, \dots, x_{d(k)} \leq x_{d(j)}) \quad (6)$$

که در آن n اندازه نمونه و $I(A)$ متغیر نشان‌دهنده^۲ عبارت منطقی A است. اگر عبارت A درست باشد، مقدار یک و اگر نادرست باشد، مقدار صفر به خود می‌گیرد. R_{i1}, \dots, R_{id} به‌ترتیب رتبه داده مشاهداتی i ام یا همان u_1, \dots, u_d هستند. u_w مقادیر تابع توزیع تجمعی مربوط به داده‌ها هستند. مفصل‌های تجربی C_n و تابع توزیع تجربی K_{C_n} اغلب برای صحت‌سنجی مدل به‌کار می‌روند و به‌عنوان ساختار وابستگی مشاهده‌شده (واقعی) تلقی می‌شوند. زمانی که یک نمونه به اندازه کافی بزرگ در دسترس باشد، مفصل‌های تجربی را می‌توان برای ایجاد توزیع‌های احتمالاتی تجربی توأم ناپارامتری به‌کار برد که از نظر محاسباتی کارآمدی بیشتری دارند.

شاخص کمبود توأم (JDI)

برای مشخص کردن وضعیت کلی خشکسالی،

1. Plotting position
2. Indicator variable

مقدار مفصل t کمتر از 0.3 حدود 0.70 است. در واقع، K_C همان CDF توأم $C_{U_1, U_2, \dots, U_{12}}$ است. در دوره آماری مطالعه شده (۱۹۷۱-۲۰۱۱) از کل ۴۸۰ ماه بررسی شده، براساس شاخص JDI، در ایستگاه‌های گرگان، مشهد، شاهرود و تربت حیدریه ۲۴۰ ماه، سبزوار ۲۴۱ و سمنان ۲۴۵ ماه خشک ($JDI < 0$) بوده است. تغییرات شاخص JDI برای ایستگاه‌های تربت حیدریه، سبزوار، سمنان، شاهرود، گرگان و مشهد در شکل ۳ ارائه شده است. همان‌گونه که در این شکل مشخص است، در پنج ایستگاه از شش ایستگاه بررسی شده در دهه اخیر، تعداد ماه‌های خشک بیشتر از ماه‌های مرطوب بوده است. به‌ویژه در ایستگاه گرگان این روند کاملاً مشهود بود و از کل ۱۲۰ ماه این دوره (۲۰۰۲-۲۰۱۱) در ایستگاه‌های تربت حیدریه، سبزوار، سمنان، شاهرود، گرگان و مشهد به ترتیب ۷۱، ۶۳، ۵۷، ۶۸، ۸۰ و ۶۵ ماه خشک بوده است. به بیان دیگر، بیش از نیمی از ماه‌ها (۵۷/۷ درصد) در این دوره کمبود رطوبت را تجربه کرده‌اند.

در جدول ۳ درصد ماه‌های خشک در ایستگاه‌های بررسی شده در کل دوره با دوره ۱۰ ساله اخیر (۲۰۰۲-۲۰۱۱) مقایسه شده است. با توجه به این جدول مشاهده می‌شود که در سال‌های اخیر تعداد رویدادهای خشکسالی در ایستگاه گرگان به شدت افزایش یافته است، به طوری که میانگین تعداد ماه‌های خشک در ۱۰ سال اخیر در این ایستگاه به ۶۶/۷ درصد رسیده است و این در شرایطی است که میانگین بلندمدت تعداد ماه‌های خشک آن ۵۰ درصد بوده است. این موضوع از آن جهت پراهمیت است که ایستگاه گرگان مرطوب‌ترین ایستگاه منطقه است (جدول ۱). اما در ایستگاه سمنان (خشک‌ترین ایستگاه منطقه) تعداد ماه‌های خشک در ۱۰ سال اخیر (۴۷/۵ درصد) نسبت به میانگین بلندمدت (۵۱ درصد) آن کاهش یافته است (جدول ۲). همان‌گونه که اشاره شد، شاخص JDI گرچه برای هر ماه محاسبه می‌شود، به‌رغم اینکه به ظاهر شاخصی ماهانه است در واقع شرایط رطوبتی ۱۲ ماه گذشته را انعکاس می‌دهد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در سال‌های اخیر منطقه با کمبود شدید بارش مواجه بوده است که پیامدهای زیست‌محیطی، اقتصادی و اجتماعی شایان توجهی را به دنبال داشته است.

مقیاس‌های زمانی مختلف) و مقدار بزرگ‌تر t بر شرایط مرطوب‌تر دلالت دارد. با فرض اینکه t شدت خشکسالی توأم را بازتاب کند، احتمال وقوع رویدادهایی با مقادیر مفصل کوچک‌تر یا برابر با t (یعنی رویدادهای خشک‌تر از یک حد آستانه معین) بسیار سودمند خواهد بود. بدین منظور از تعریف تابع توزیع مفصل K_C ، استفاده می‌شود، زیرا تابع توزیع مفصل در واقع همان احتمال تجمعی $K_C(t) = P[C_{U_1, U_2, \dots, U_{12}}(u_1, u_1, \dots, u_{12}) \leq t]$ است. مزیت ویژه استفاده از K_C این است که امکان می‌دهد معیار احتمالاتی شرایط کمبود توأم محاسبه شود که می‌تواند به‌عنوان یک شاخص خشکسالی توأم تفسیر شود. در واقع، K_C همان CDF توأم $C_{U_1, U_2, \dots, U_{12}}$ است. بنابراین، شاخص کمبود توأم (JDI) مشابه با SPI تعریف شد [۴]:

$$JDI = \phi^{-1} K_C \quad (۸)$$

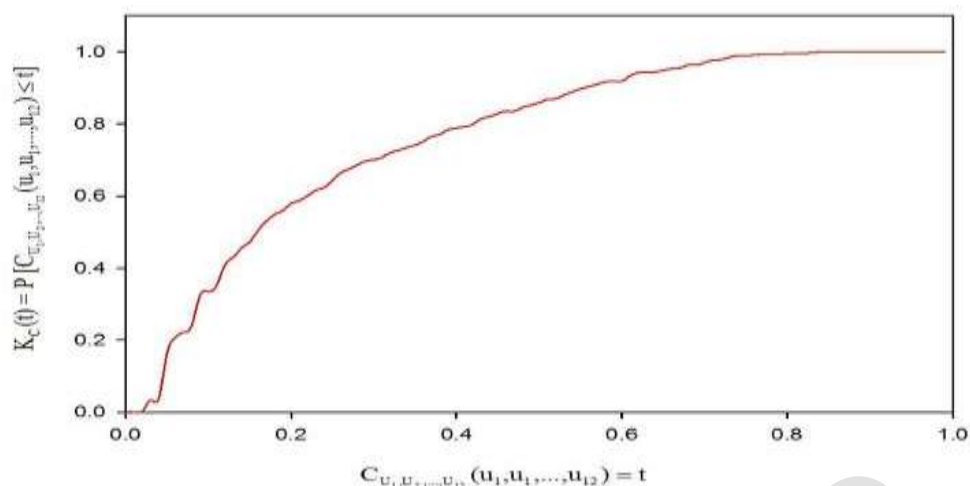
مشابه با SPI، مقدار JDI مثبت ($K_C > 0.5$) نشان‌دهنده شرایط مرطوب کلی، JDI منفی ($K_C < 0.5$) نشان‌دهنده وضعیت خشکی کلی و $JDI = 0$ ($K_C = 0.5$) وضعیت نرمال را نشان می‌دهد. از آنجا که JDI روی یک مقیاس نرمال معکوس است (مشابه SPI)، طبقه‌بندی خشکسالی‌ها براساس شاخص SPI (جدول ۲) می‌تواند برای شاخص JDI هم به کار برده شود. مهم‌ترین خصوصیت JDI ارزیابی شرایط کمبود کلی مبتنی بر ساختار وابستگی شاخص‌های کمبود با بازه‌های زمانی مختلف است.

نتایج و بحث

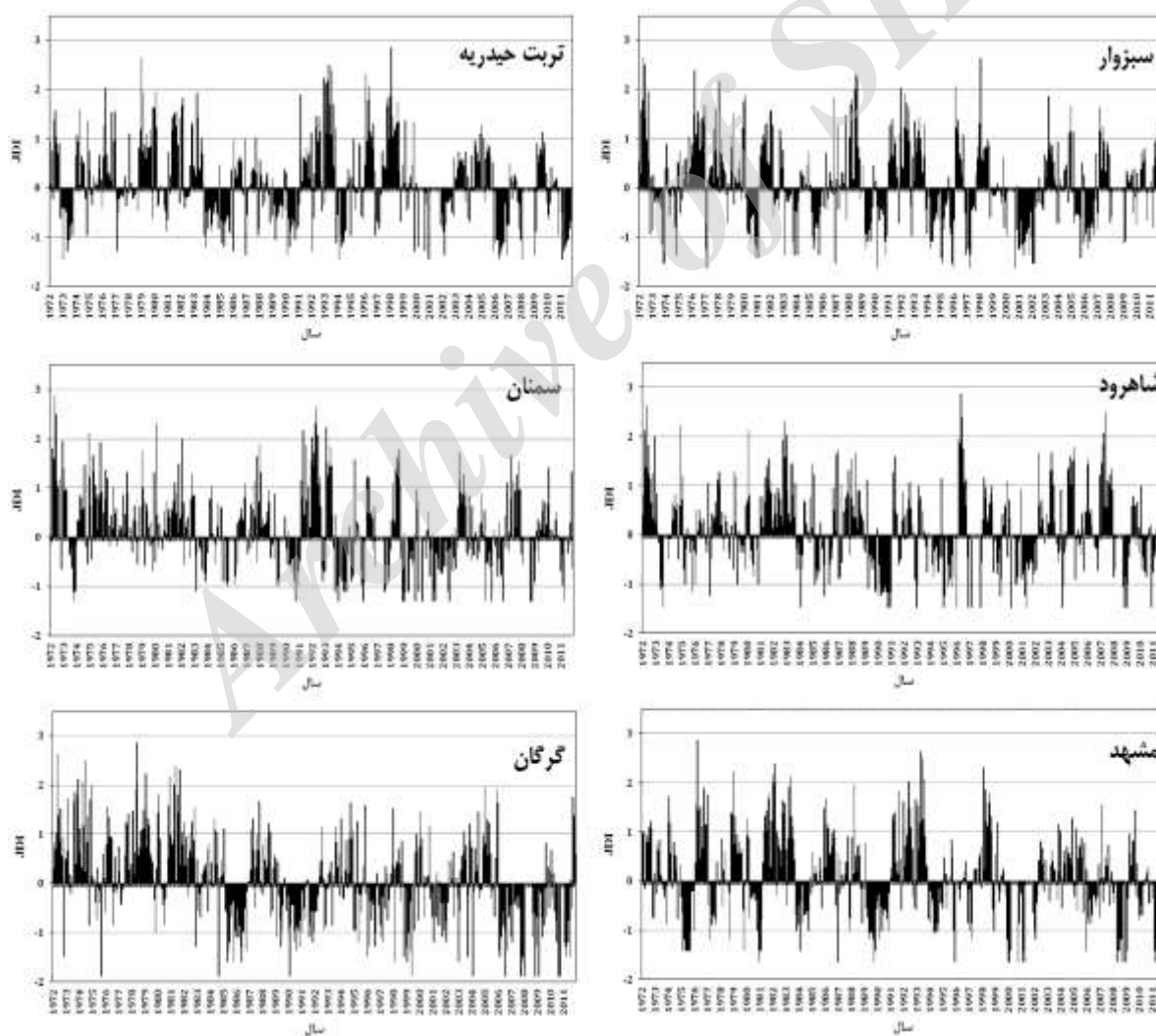
در این مطالعه به منظور محاسبه SPI متداول از تابع توزیع گامای دومتغیره استفاده شد که در آن پارامترهای توزیع با روش بیشترین درست‌نمایی برآورد شدند. نتایج نشان داد براساس آزمون کلموگروف-اسمیرنوف^۱ در سطح معناداری ۵ درصد توزیع گاما برای داده‌های بارش ایستگاه‌های مطالعه شده مناسب است.

شکل ۲ مقدار تابع توزیع مفصل در مقادیر مختلف احتمال $C_{U_1, U_2, \dots, U_{12}}(u_1, u_1, \dots, u_{12}) = t$ را برای داده‌های بارش ایستگاه شاهرود نشان می‌دهد که با رابطه ۵ محاسبه شده است. در این شکل، احتمال رویدادها با

1. Kolmogorov-Smirnov



شکل ۲. تابع توزیع $K_C(t)$ در مقادیر مختلف مفصل‌های $C_{U_1, U_2, \dots, U_{12}}$ برای ایستگاه سینوپتیک شاهرود



شکل ۳. سری زمانی شاخص JDI برای ایستگاه‌های تربت حیدریه، سبزوار، سمنان، شاهرود، گرگان و مشهد

جدول ۳. مقایسه درصد ماه‌های خشک در کل دوره بررسی شده و دهه اخیر براساس شاخص‌های SPI و SPI^{mod} و JDI

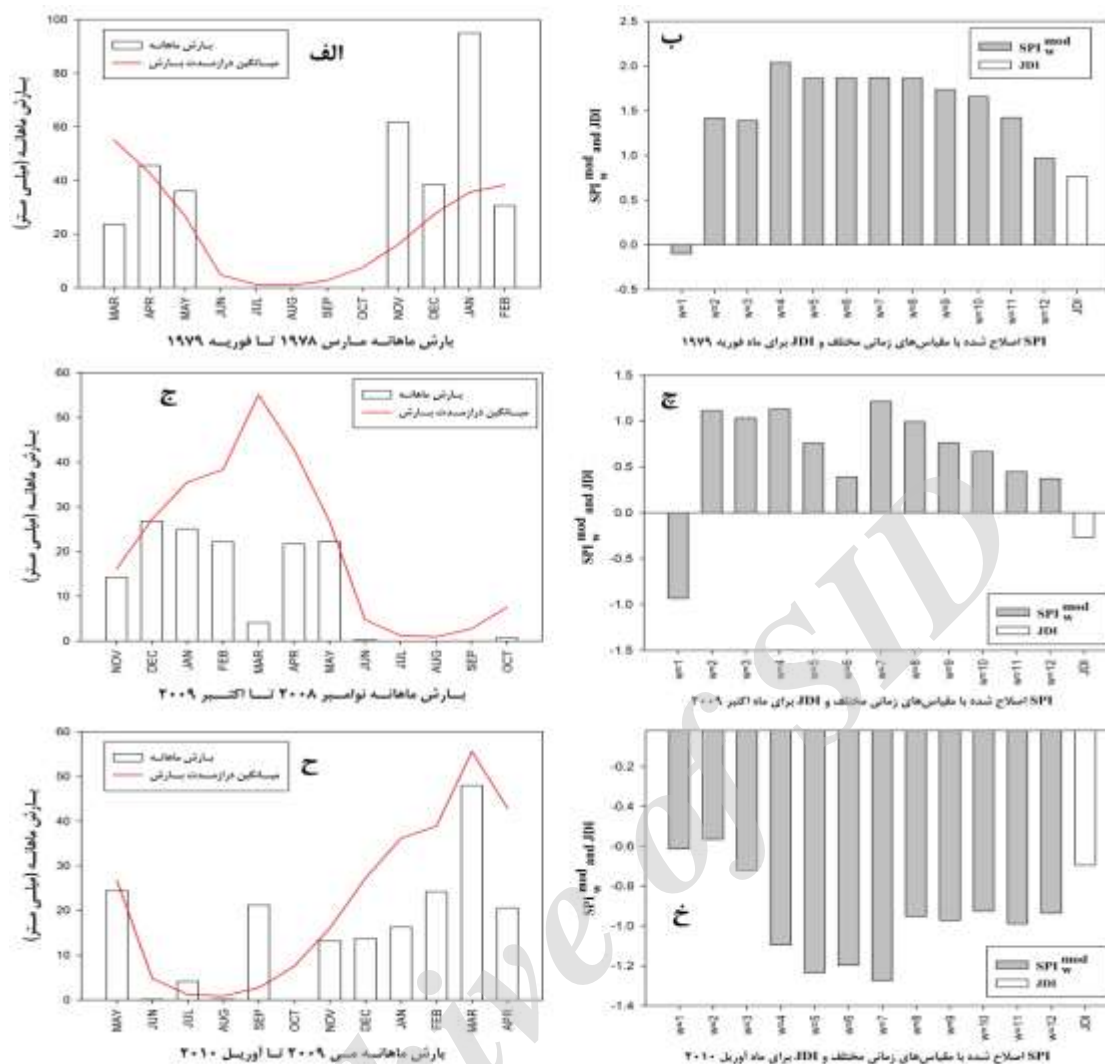
شاخص	دوره آماری	ایستگاه					
		تربت حیدریه	سبزوآر	سمنان	شاهرود	گرگان	مشهد
JDI	-۱۹۷۱	۵۰/۰۰	۵۰/۰۰	۵۱	۵۰/۰۰	۵۰/۰۰	۵۰/۰۰
	۲۰۱۱	۵۹/۲۰	۵۲/۵۰	۴۷/۵۰	۵۶/۷۰	۶۶/۷۰	۵۴/۳۰
SPI^{mod}	-۱۹۷۱	۴۸/۰۰	۵۱/۶۰	۴۸/۱۰	۴۸/۰۰	۴۳/۱۰	۴۹/۰۰
	۲۰۱۱	۶۸/۳۰	۶۴/۱۰	۶۹/۱۰	۴۱/۶۰	۶۲/۵۰	۵۳/۳۰
SPI	-۱۹۷۱	۴۸/۰۰	۵۲/۵۰	۴۸/۰۰	۵۰/۸۰	۴۳/۷۰	۴۸/۰۰
	۲۰۱۱	۶۷/۵۰	۶۳/۳۰	۶۵/۰۰	۴۷/۵۰	۶۰/۸۰	۵۵/۰۰

حالی که SPI_w^{mod} های دیگر بالاتر از وضعیت نرمال (خط صفر) هستند. تفسیر این مورد چندان آسان نیست. بیشتر شاخص‌ها، خشکسالی‌ها را در یک روش بهنگام تشخیص نمی‌دهند، اما JDI شرایط خشکسالی را براساس ساختار وابستگی کلی بیان می‌کنند. به بیان دیگر، در این مورد به‌رغم ترسالی ماه‌های قبلی، میزان کمبود بارش در ماه اکتبر ۲۰۰۹ به قدری شدید بوده است که موجب منفی شدن شاخص JDI شده است.

باید توجه کرد که در این مثال SPI های اصلاح شده با مقیاس زمانی مختلف نتایج متفاوتی ارائه می‌کنند، در حالی که JDI مبتنی بر احتمال مشترک همه SPI_w^{mod} است و یک دید جامع از شرایط خشکسالی ارائه می‌کند. با توجه به شکل ۴- ب و ۴- ج می‌توان نتیجه گرفت که شاخص JDI، انعکاس بهتری از ظهور خشکسالی (در ماه اکتبر ۲۰۰۹) و ترسالی (فوریه ۱۹۷۹) در مشهد را ارائه می‌دهد. بنابراین، می‌توان چنین استنباط کرد که JDI می‌تواند احتمال وضعیت کمبود مشترک را به‌طور دقیق و واقعی‌تر از شاخص SPI^{mod} ارائه کند. این نتیجه با یافته‌های کائو و گویندراجو [۴] و میرعباسی و همکارانش [۱۸] کاملاً منطبق است. شکل ۴- خ نیز یک خشکسالی طولانی در آوریل ۲۰۱۰ را نشان می‌دهد که در آن همه SPI_w^{mod} های محاسبه شده وجود خشکسالی شدید را مانند شاخص JDI گزارش می‌کنند.

در این مطالعه، از شاخص‌های SPI و SPI^{mod} نیز به‌منظور بررسی وضعیت خشکسالی منطقه مطالعه شده استفاده شد. براساس نتایج ارائه شده در جدول ۲ مشاهده می‌شود که شاخص SPI^{mod} در طول دوره آماری ۱۹۷۱-۲۰۱۱، از بین ۴۸۰ ماه بررسی شده، تعداد ماه‌های خشک کمتری را برای همه ایستگاه‌ها (به‌جز ایستگاه سبزوآر) نسبت به JDI برآورد می‌کند. همچنین این شاخص مانند JDI وضعیت رطوبتی را در ۱۰ سال اخیر بحرانی توصیف کرده و نشان‌دهنده افزایش خشکی‌هاست. SPI نیز در یک دهه اخیر رفتاری مشابه با SPI^{mod} از خود نشان می‌دهد.

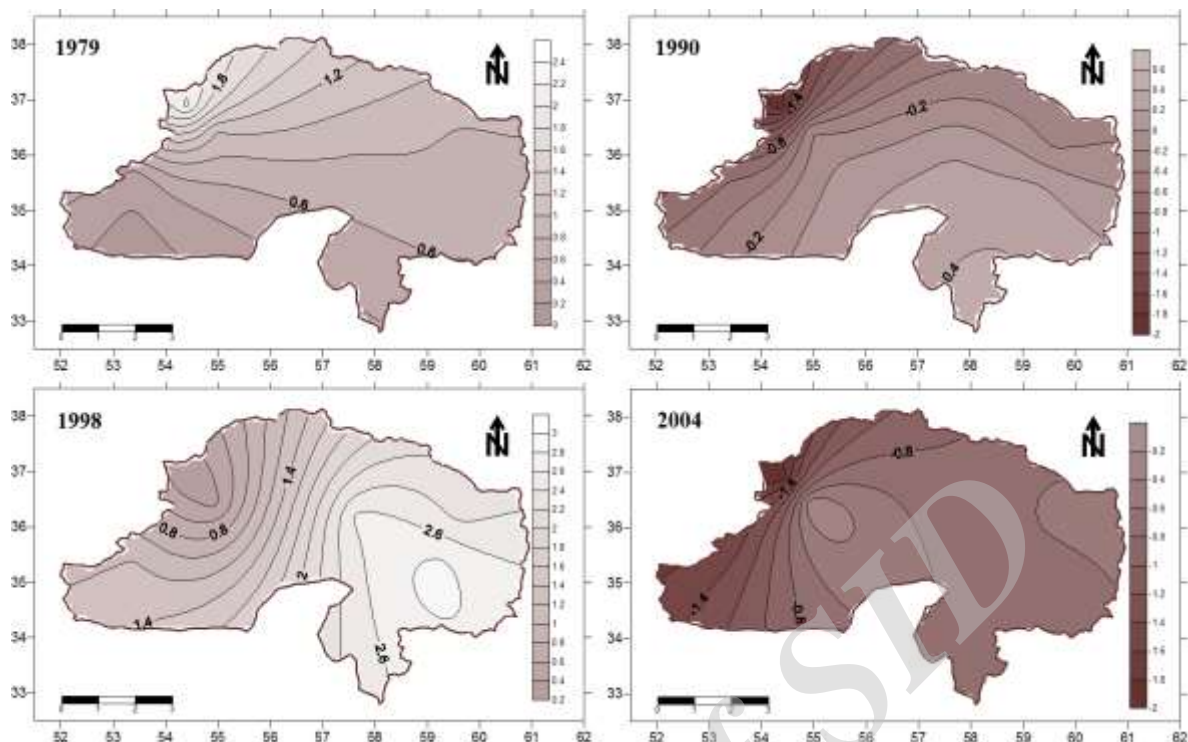
در شکل ۴ مقادیر بارش ماهانه، و شاخص‌های SPI_w^{mod} و JDI برای ایستگاه مشهد ارائه شده است. در این شکل مقادیر دو شاخص JDI و SPI_w^{mod} در مقیاس‌های $w = 1, 2, \dots, 12$ و بارش ۱۲ ماهه متناظر برای سه دوره انتخابی ارائه شده‌اند. در شکل ۴- ب مقادیر SPI_w^{mod} مشاهده شده در همه بازه‌های زمانی (به‌جز SPI_1^{mod}) برای ماه فوریه ۱۹۷۹ نشان‌دهنده وجود شرایط ترسالی است که این واقعیت توسط JDI هم تأیید شده است. هرچند SPI_1^{mod} ، به غلط نشان می‌دهد وضعیت در حالت خشکی است، زیرا SPI_1^{mod} فاقد حافظه بلندمدت است. شکل ۴- ج نمونه‌ای از ظهور خشکسالی را در اکتبر ۲۰۰۹ برای ایستگاه مشهد نشان می‌دهد که در آن SPI_1^{mod} به دلیل کمبود شدید بارش در ژوئن کاملاً کوچک است، در



شکل ۴. مقادیر بارش ماهانه، JDI و SPI^{mod} در ایستگاه مشهد

بوده‌اند. همان‌گونه که در این شکل‌ها مشخص است در هر دو سال بررسی‌شده، بخش‌های شمال غربی منطقه در وضعیت وخیم‌تری نسبت به بخش‌های جنوب و جنوب شرقی قرار داشته‌اند. این شرایط از آن جهت حائز اهمیت است که قسمت‌های شمال غربی منطقه جزء پر بارش‌ترین مناطق ناحیه بررسی‌شده هستند که پوشیده از مناطق جنگلی و مزارع و باغ‌های کشاورزی هستند. بنابراین، وقوع چنین خشکسالی‌هایی تأثیرات زیان‌باری برای محیط زیست، کشاورزی و اقتصاد منطقه به دنبال خواهد داشت. چنین نمودارهایی را می‌توان بر همه ماه‌های بررسی‌شده رسم کرد و اطلاعات مفیدی از وضعیت رطوبت در منطقه مطالعه‌شده به‌دست آورد.

توزیع مکانی شاخص JDI برای ماه فوریه طی سال‌های ۱۹۷۹، ۱۹۹۰، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۴ برای نمونه در شکل ۵ نشان داده شده است. بررسی این شکل نشان می‌دهد در سال‌های ۱۹۷۹ و ۱۹۹۸ همه منطقه مطالعه‌شده در شرایط مرطوب قرار داشته است، با این تفاوت که در سال ۱۹۷۹ قسمت‌های شمال و شمال غرب منطقه در شرایط مرطوب‌تری نسبت به بخش‌های جنوب و جنوب غرب قرار داشته است. در سال ۱۹۹۸ مناطق جنوب شرقی وضعیت بهتری را از نظر رطوبتی نسبت به مناطق شمال غربی تجربه کرده‌اند. در شکل‌های ۵-ب و ۵-د به ترتیب توزیع مکانی شاخص JDI برای فوریه سال‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۴ ارائه شده است که جزئی خشک‌ترین سال‌های بررسی‌شده



شکل ۵. تغییرات مکانی شاخص JDI شمال شرق ایران برای ماه فوریه سال‌های الف) ۱۹۷۹، ب) ۱۹۹۰، ج) ۱۹۹۸ و د) ۲۰۰۴

نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر شرایط رطوبتی منطقه شمال شرق ایران در دوره آماری ۱۹۷۱-۲۰۱۱ با استفاده از شاخص کمبود توأم (JDI) بررسی شد که یک شاخص خشکسالی چندمتغیره مبتنی بر احتمال از یک مجموعه SPI^{mod} ها با اندازه بازه‌های زمانی مختلف یک تا ۱۲ ماهه است. نتایج ارزیابی وضعیت رطوبتی منطقه شمال شرق ایران نشان داد در سال‌های اخیر تعداد ماه‌های خشک در بخش‌های مرطوب‌تر منطقه به شدت افزایش یافته است، به طوری که در ایستگاه گرگان درصد ماه‌های خشک از حدود ۵۰ درصد در کل دوره بررسی شده به ۶۶/۷ درصد در ۱۰ سال اخیر (۲۰۱۱-۲۰۰۲) رسیده است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در سال‌های اخیر منطقه با کمبود شدید بارش مواجه بوده است.

وجود روند کاهش بارش در مطالعات کوثری و همکارانش [۱۹] و کوثری و اسدی زارچ [۲۰] برای ایستگاه‌های بررسی شده در این مطالعه یاد شده است. وجود رطوبت در هوا جزء ملزومات رخداد بارش است و تغییرات آن با عوامل دیگری مانند وجود آب در سطح زمین، وجود انرژی کافی برای انجام فرایند تبخیر، مکانیسم مناسب برای

انتقال بخار آب و غیره در ارتباط است. مجموع این عوامل در فرایندی پیچیده تغییرات فشار بخار هوا را در زمان و مکان مشخص می‌کند. برای نزول بارش نه تنها وجود بخار آب و رطوبت در هوا لازم است، بلکه مکانیزمی برای سرد شدن هوا تا رسیدن به فشار بخار اشباع نیز ضروری است. از طرفی، طبری و حسین‌زاده [۲۱]، صبوحی و همکارانش [۲۲]، کوثری و همکارانش [۲۳] و زارع نیستانک و همکارانش [۲۴] نشان دادند روند افزایشی دما در پهنه کشور ایران به‌ویژه در ماه‌های سرد سال وجود دارد. کوثری و همکارانش [۱۹] و کوثری و اسدی زارچ [۲۰] برای ایستگاه‌های تربت حیدریه، سبزوار، سمنان، شاهرود، مشهد و گرگان نشان دادند دماهای کمینه در این ایستگاه‌ها روند افزایشی داشته و سبب شده است که روند متوسط دما نیز افزایشی معنادار شود و از این رو می‌توان تغییرات دمایی را به‌عنوان یکی از دلایل کاهش بارندگی در منطقه مطالعه شده دانست، چراکه افزایش دما (به‌ویژه دمای کمینه که برای رخداد بارش امری ضروری است) در منطقه مطالعه شده ظرفیت جو برای پذیرش و نگهداری رطوبت را افزایش داده و موجب شده است تا هوا به اندازه کافی برای فراهم شدن شرایط بارش، سرد نشود. به بیان دیگر، وجود روند افزایشی

- Statistics of the University of Paris. 1959; 8: 229-231.
- [6]. De Michele C, and Salvadori G. A Generalized Pareto intensity-duration model of storm rainfall exploiting 2-copulas. *Journal of Geophysical Research*. 2003; 108(D2): 4067.
- [7]. Shiau JT. Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas. *Water Resources Management*. 2006; 20: 795-815.
- [8]. Wong G, Lambert MF, Leonard M, and Metcalfe AV. Drought analysis using trivariate copulas conditional on climatic states. *Journal of Hydrologic Engineering*. 2010; 15(2): 129-141.
- [9]. Song S, and Singh VP. Meta-elliptical copulas for drought frequency analysis of periodic hydrologic data. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 2010a; 24: 425-444.
- [10]. Song S. and Singh VP. Frequency analysis of droughts using the Plackett copula and parameter estimation by genetic algorithm. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 2010b; 24: 783-805.
- [11]. Mirabbasi R, Anagnostou EN, Fakheri-Fard A, Dinpashoh Y, and Eslamian S. Analysis of Meteorological Drought in Northwest Iran using the Joint Deficit Index. *Journal of Hydrology*, 2013; 492: 35-48.
- [12]. Mirabbasi R, Fakheri-Fard A, and Dinpashoh Y. Bivariate drought frequency analysis using the Copula method. *Theoretical and Applied Climatology*. 2013; 108: 191-206.
- [13]. Loukas A, and Vasiliades L. Probabilistic analysis of drought spatiotemporal characteristics in Thessaly region, Greece. *Natural Hazards and Earth System Sciences*. 2004; 4: 719-731.
- [14]. McKee TB, Doeskin NJ, and Kleist J. The relationship of drought frequency and duration to time scales. In *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*, Pp. 179-184. January 17-22, 1993; Anaheim, California.
- [15]. Shiau JT, and Modarres R. Copula-based drought severity-duration-frequency analysis in Iran. *Meteorological Applications*. 2009; 16: 481-489.
- [16]. Nelsen RB. *An Introduction to Copulas*. Springer. New York. 2006; 269 pp.
- [17]. Genest C, and Rivest LP. Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas. *Journal of the American Statistical Association*. 1993; 88 (423): 1034-1043.

دما سبب ذخیره بیشتر رطوبت در جو و مانع گرد هم آمدن شرایط مورد نیاز برای بارش می شود. میرعباسی و دین پژوه [۲۵] نیز به یافته های مشابهی در زمینه کاهش بارندگی های شمال غرب کشور دست یافتند.

نتایج نشان داد به رغم پیچیده تر بودن محاسبه شاخص JDI نسبت به شاخص های دیگر، به دلیل ترکیب شاخص ها با مقیاس زمانی مختلف در یک شاخص و در نتیجه کاهش حجم نتایج، تفسیر آنها ساده تر است. به بیان دیگر، برای هر ماه فقط یک شاخص JDI محاسبه می شود، در حالی که به طور مثال، برای بررسی جامع شرایط خشکسالی در هر ماه شاخص SPI با مقیاس های زمانی متفاوت باید بررسی شد. مزیت دیگر این شاخص نسبت به شاخص های خشکسالی متداول این است که شاخص JDI علاوه بر توصیف علمی وضعیت کلی خشکسالی، قابلیت مشخص کردن آغاز خشکسالی ها و نیز خشکسالی های طولانی مدت را به صورت هم زمان دارد. همچنین این شاخص، ارزیابی خشکسالی به صورت ماه به ماه را نیز میسر می سازد، چنان که می توان مقدار بارش مورد نیاز برای رسیدن به شرایط نرمال ($JDI=0$) در ماه های آینده را محاسبه کرد. عمق بارش مورد نیاز همراه با احتمال تجاوز آن تفسیر خوبی از وضعیت خشکسالی در آینده در اختیار می گذارد که می تواند در مطالعات آتی برای پیش بینی شرایط رطوبتی منطقه شمال شرق ایران و یا مناطق دیگر استفاده شود.

منابع

- [1]. Mishra AK, and Singh VP. A review of drought concepts. *Journal of Hydrology*. 2010; 391: 202-216.
- [2]. National Climatic Data Center. US National Percent Area Severely to Extremely Dry and severely to Extremely Wet. 2002.
- [3]. Agrawala S, Barlow M, Cullen H, and Lyon B. The Drought and Humanitarian Crisis in Central and Southwest Asia: A Climate Perspective, IRI Special Report N. 01-11. International Research Institute for Climate Prediction, Palisades, 2001; p. 24.
- [4]. Kao SC, and Govindaraju RS. Trivariate statistical analysis of extreme rainfall events via the Plackett family of copulas. *Water Resources Research*. 2008; 44(2): 102-115.
- [5]. Sklar A. *Distribution functions of n Dimensions and Margins*, Publications of the Institute of

- [18]. Mirabbasi R, Fakheri-Fard A, Dinpashoh Y, and Eslamian S. Long term drought monitoring of Urmia using joint deficit index (JDI). *Water and Soil Sciences*. 2014; 23(4): 87-103. [Persian]
- [19]. Kousari MR, and Asadi Zarch MA. Minimum, maximum, and mean annual temperatures, relative humidity, and precipitation trends in arid and semi-arid regions of Iran. *Arabian Journal of Geosciences*. 2011; 4(6): 907-914.
- [20]. Kousari MR, Ekhtesasi MR, Tazeh M, Saremi Naeini M.A, and Asadi Zarch MA. An investigation of the Iranian climatic changes by considering the precipitation, temperature, and relative humidity parameters. *Theoretical and Applied Climatology*. 2011; 103: 321-335.
- [21]. Kousari MR, Ahani H, Hendi-Zadeh R. Temporal and spatial trend detection of maximum air temperature in Iran during 1960–2005. *Global and Planetary Change*. 2013; 111:97-110.
- [22]. Saboohi R, Soltani S, and khodagholi M, Trend analysis of temperature parameters in Iran. *Theoretical and Applied Climatology*. 2012; 109:529–547.
- [23]. Tabari H, and Hosseinzadeh-Talae. Analysis trends in temperature data in arid and semi-arid regions of Iran. *Atmospheric Research*. 2011; 79:1-10.
- [24]. Zarenistanak M, Dhorde AG, and Kripalani RH. Temperature analysis over southwest Iran: trends and projections. *Theoretical and Applied Climatology*. 2014; 116(2): 103-117.
- [25]. Mirabbasi R, and Dinpashoh Y. Trend analysis of precipitation of NW of Iran over the past half of the century. *Journal of Irrigation Sciences and Engineering*. 2013; 35(4): 59-73. [Persian]

Archive of SID